

La mobilité interprovinciale de la main-d'oeuvre au Canada : le cas de l'Ontario, de la Nouvelle-Écosse et du Nouveau-Brunswick

Migratory flows between Ontario, New Brunswick and Nova Scotia

Jean-Michel Cousineau

Volume 55, numéro 4, octobre-décembre 1979

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/800848ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/800848ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Cousineau, J.-M. (1979). La mobilité interprovinciale de la main-d'oeuvre au Canada : le cas de l'Ontario, de la Nouvelle-Écosse et du Nouveau-Brunswick. *L'Actualité économique*, 55(4), 501–515. <https://doi.org/10.7202/800848ar>

Résumé de l'article

This paper studies the migratory flows between Ontario and two Atlantic provinces of Canada, from 1960-61 to 1975-76. Search theory is used as the theoretical framework and leads to predictions as to the influence on interprovincial migratory flows of three economic variables: relative wages, employment opportunities, and unemployment insurance (UI). Proxies for these theoretical variables are used in an ordinary least squares regression based on pooled time series and cross-section data on interprovincial migration in Canada (Family Allowances' data base). The model performs poorly in explaining short term variations in the interprovincial migration rates, and the expected return migration from Ontario to New Brunswick and Nova Scotia due to UI changes in 1971 is not found. However, the model performs relatively well in explaining long term interprovincial migration flows and the 1970's reversal of the net migratory flows between Central Canada (Ontario) and the Atlantic provinces considered. Higher unemployment rates in Ontario, improved relative wages in New Brunswick and Nova Scotia as well as the UI revisions of 1971 explain a significant part of the observed change.

LA MOBILITÉ INTERPROVINCIALE DE LA MAIN-D'ŒUVRE AU CANADA : LE CAS DE L'ONTARIO, DE LA NOUVELLE- ÉCOSSE ET DU NOUVEAU-BRUNSWICK *

Introduction

La science économique étant la science de l'allocation des ressources, il est évident que l'étude de la mobilité d'une ressource aussi importante que le travail se situe au cœur de l'économie du travail. En fait, la mobilité du travail constitue une condition essentielle à la répartition optimale du facteur travail à travers ses différentes utilisations. Il importe donc de savoir si les forces économiques entrent en jeu dans l'explication des mouvements de main-d'œuvre au Canada et si ces forces jouent leur rôle à court terme comme à long terme. C'est à cette question que nous nous adresserons principalement à l'aide des données récemment publiées par Statistique Canada¹ à partir de la banque d'informations sur les allocations familiales, entre 1962 et 1977.

Le tableau 1 présente les migrations nettes de chacune des dix provinces canadiennes, par sous-périodes de cinq ans, entre 1961 et 1976.

Ce tableau indique en particulier que depuis 1971-76 la mobilité de la main-d'œuvre au Canada tend à se faire des régions du centre vers les deux extrémités du pays. À l'ouest, l'Alberta et la Colombie-Britannique récoltent des entrées nettes de population de 58,570 et de 92,285 personnes en moyenne par année. En 1971-76 toujours, l'émigration nette de Terre-Neuve a diminué considérablement par rapport au passé, alors que les provinces de l'Île-du-Prince-Édouard, de la Nouvelle-Écosse et du Nouveau-Brunswick affichent maintenant des entrées nettes de population. Pour leurs parts, le Québec, et l'Ontario en particulier, connaissent des sorties nettes de population. Alors que les provinces de l'Ouest,

* Communication présentée au congrès annuel de la Société canadienne de science économique qui s'est tenu à Montréal, du 9 au 11 mai 1979. L'auteur tient à remercier Monsieur Denis Grégoire pour son aide technique. Il remercie également Rachel Houle, professeur au Département de Sciences économiques de l'Université de Montréal, pour ses commentaires judicieux.

1. *Statistique Canada*, catalogue n° 91-208, Ottawa.

telles la Colombie-Britannique et l'Alberta offrent, en moyenne, des conditions de travail avantageuses par rapport aux provinces du Centre, ce n'est pas le cas des provinces de l'Est.

Dans ce dernier cas, il semble donc que les mouvements migratoires entre le centre et l'est du pays sont contraires à la théorie, inefficaces sur le plan de l'allocation des ressources et contraires à des objectifs de réduction des inégalités inter-régionales dans l'emploi et les revenus. Nous tenterons de voir si, au-delà des apparences, un tel comportement pouvait être prévisible à partir des changements économiques qui se sont produits. Nous avons donc décidé de concentrer notre attention sur le centre et l'est du Canada.

D'autre part, parce que le Québec a des particularités culturelles et linguistiques qui lui sont propres, parce que Terre-Neuve est relativement détachée du continent et parce que l'Île-du-Prince-Édouard est de dimension très réduite, nous nous limiterons à l'étude des flux migratoires entre l'Ontario d'un côté et la Nouvelle-Ecosse et le Nouveau-Brunswick de l'autre côté. Les flux intrarégionaux entre le Nouveau-Brunswick et la Nouvelle-Ecosse ne seront pas considérés.

Le tableau 2 fournit plus de détails sur les flux migratoires qui seront étudiés. Ce tableau est subdivisé en deux périodes : la période 1962-71 et la période 1972-77. La comparaison de ces périodes nous permet d'observer que la mobilité de la main-d'œuvre de l'Ontario vers le Nouveau-Brunswick et la Nouvelle-Ecosse s'est accrue sensiblement ces dernières années, alors qu'en sens inverse, la mobilité du Nouveau-Brunswick et de la Nouvelle-Ecosse vers l'Ontario a diminué sensible-

TABLEAU 1
MIGRATIONS NETTES, 10 PROVINCES CANADIENNES,
1961-1976

Période	T.-N.	I.-P.-E.	N.-E.	N.-B.	Qué.
1961-66	-15,213	-2,970	-27,125	-25,679	- 19,860
1966-71	-19,344	-2,763	-16,396	-19,598	-122,735
1971-76	- 1,857	3,754	11,308	16,800	- 77,609
Période	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
1961-66	85,369	-23,470	-42,094	- 1,984	17,7
1966-71	150,735	-40,690	-81,398	32,006	114,4
1971-76	- 38,560	-26,827	40,752	58,570	92,2

SOURCE : Statistique Canada, cat. n° 91-208, Ottawa.

ment. Ces changements migratoires se sont traduits par un revirement de situation dans les migrations nettes entre ces deux régions.

Avant de modéliser le comportement des migrations interprovinciales d'un point de vue empirique, nous établirons, au préalable, un cadre théorique du migrant type se référant à la théorie de la recherche d'emploi.

1. *Le cadre théorique*

Il nous apparaît, à cet effet, que l'analogie est très grande entre le chômeur à la recherche d'emploi et le migrant potentiel qui effectue de semblables démarches. Telle qu'exprimée par Dale Mortensen (1970), la théorie de la recherche d'emploi se présente de la façon suivante.

Tout d'abord, on rejette l'hypothèse classique de l'information parfaite sur les marchés du travail, ce qui, à notre avis, se vérifie d'autant plus dans le cas d'une migration. Par ailleurs, on considère que la recherche d'emploi est une activité qui comporte une forme d'investissement en capital humain (dépenses immédiates qui engendrent un revenu ultérieur s'échelonnant dans le temps).

TABLEAU 2

FLUX MIGRATOIRES ENTRE L'ONTARIO, LE NOUVEAU-BRUNSWICK ET
LA NOUVELLE-ÉCOSSE, MOYENNES ANNUELLES, 1962-71 ET 1972-77

Ontario — Nouveau-Brunswick			
	Ont. vers N.-B.	N.-B. vers Ont.	Migr. nette (Ont.)
1962-71	6,747	9,888	+3,141
1972-77	8,779	6,735	—2,044
Changements (72-77) — (62-71)	+2,032	—3,153	—
Ontario — Nouvelle-Ecosse			
	Ont. vers N.-E.	N.-E. vers Ont.	Migr. nette (Ont.)
1962-71	8,939	12,836	+3,897
1972-77	11,123	9,429	—1,694
Changements (72-77) — (62-71)	+ 2,184	— 3,407	—

SOURCE : Statistique Canada, cat. n° 91-208.

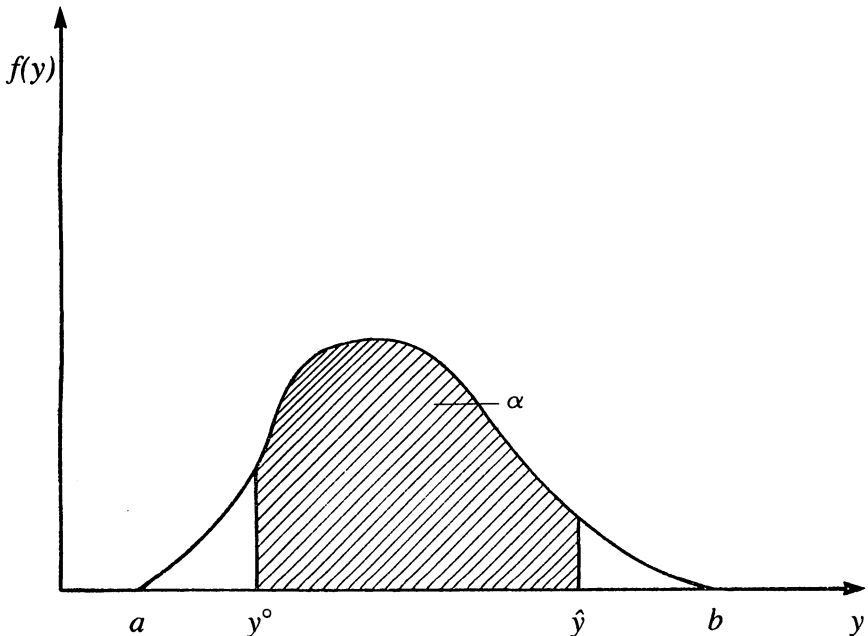
L'hypothèse d'information imparfaite s'articule de la façon suivante. L'individu ne connaît spécifiquement ni les emplois ouverts, ni les salaires et qualifications qui y correspondent. Néanmoins, il a, dès le point de départ, une idée de la distribution de fréquence de ces emplois et des salaires et qualifications qui y sont rattachés. Une telle distribution de fréquence est présentée au graphique 1.

En abscisse, on y trouve les salaires (y) correspondants à certains niveaux de qualifications donnés. La distribution de fréquence est définie pour des valeurs comprises entre a et b . Par ailleurs, et c'est là une hypothèse importante du modèle, on suppose que l'individu n'étudie qu'une seule ouverture d'emploi par période de recherche. Une période de recherche est donc définie par l'examen d'un seul poste ouvert cueilli au hasard.

Avant d'entreprendre toute recherche active d'emploi, et c'est ici qu'intervient la théorie du capital humain, Mortensen suppose également que l'individu fixera deux contraintes à l'intérieur de l'ensemble des possibilités de travail : un salaire minimum de rétention (y^0) et un salaire maximum (\hat{y}) correspondant au maximum de ses qualifications. Le salaire minimum de rétention est celui en dessous duquel l'indi-

GRAPHIQUE 1

DISTRIBUTION DE FRÉQUENCE DES EMPLOIS OUVERTS
ET DES SALAIRES ET DES QUALIFICATIONS QUI Y SONT RATTACHÉS



vidu refusera d'offrir ses services. A l'intérieur de ces limites, l'individu devra choisir un salaire acceptable qui rend optimal son investissement en capital humain. Plus le salaire acceptable est élevé plus la recherche sera longue et coûteuse. Par contre, plus le salaire acceptable est élevé plus le salaire attendu une fois employé sera élevé. Mortensen démontre que le meilleur choix sera celui qui correspond à l'égalité entre le coût marginal de la recherche et la valeur présente du revenu marginal associé à cette recherche.

Dans un tel contexte, il existe une zone potentielle de contrat ($\alpha = \int_{y^0}^{\hat{y}} f(y) dy$) définie par la zone ombragée au graphique 1 et comprise

entre y^0 et \hat{y} . Puisque l'individu ne fait qu'une démarche par période de recherche, plus la zone α sera large, plus la probabilité que cette démarche tombe dans la zone de contrat est grande. Autrement dit, plus l'aire sous la courbe est grande, plus la probabilité que l'individu tombe sur un emploi qui lui offre un salaire acceptable est grande. Or, transposée dans le cadre du migrant potentiel, nous disons que plus cette probabilité est grande, plus la probabilité d'émigration sera également grande.

Retraçons, maintenant, quelques-unes des propriétés du modèle de Mortensen :

$$\delta\alpha/\delta y^0 = -f(y^0) < 0 \quad (1)$$

$$\delta y^0/\delta Z > 0 \quad (2)$$

$$\delta\alpha/\delta k > 0 \quad (3)$$

$$\delta\alpha/\delta Z < 0 \quad (4)$$

où Z est défini par le ratio des prestations d'assurance-chômage sur le salaire moyen versé sur le marché, et k est la proportion des emplois

ouverts et accessibles à l'individu ($\int_{\alpha}^{\hat{y}} f(y) dy$).

Les équations (1) à (4) peuvent se décrire de la façon suivante :

1 — Plus le salaire de rétention est élevé, plus la zone potentielle de contrat est étroite, c'est-à-dire, plus la probabilité de trouver un emploi acceptable est réduite.

2 — Plus les prestations d'assurance-chômage sont élevées, plus le salaire minimum de rétention est élevé.

3 — Plus la proportion des emplois ouverts et accessibles est grande, plus la probabilité de se trouver un emploi acceptable est élevée.

4 — Plus les prestations d'assurance-chômage sont élevées plus la probabilité de se trouver un emploi acceptable est faible.

Par simple transitivité, la proposition 4 découle des propositions 1 et 2. Néanmoins, nous avons conservé cette proposition parce que nous voulons lui prêter une signification légèrement différente. De fait, cela ne nous apparaît pas trahir la pensée de Mortensen que de prêter à la variable Z le sens beaucoup plus large de revenu alternatif. Transposé dans le cadre de la décision du migrant potentiel, ce revenu alternatif est le salaire qu'il pourrait gagner s'il décidait de ne pas quitter la région. Dès lors, nous faisons de la variable Z dans l'équation (4), une variable Z' qui représente le salaire alternatif (ratio du salaire dans la région de départ sur le salaire dans la région d'accueil) :

$$\delta\alpha/\delta Z' < 0 \quad (4')$$

Plus le salaire relatif de la région de départ est élevé, plus la probabilité d'émigration sera faible.

2. *Le cadre empirique*

Transposons cet ensemble de variables théoriques en variables empiriques. Tout d'abord, la variable dépendante étant une probabilité de migrer d'une région i vers une région j , elle peut être écrite sous la forme :

$$TM_{ij} = M_{ij}/P_i \quad (5)$$

où :

TM_{ij} = taux d'émigration brut de i vers j

M_{ij} = nombre brut d'émigrants de i vers j

P_i = population de la région i .

Quatre possibilités d'émigration sont considérées, soit l'émigration du Nouveau-Brunswick vers l'Ontario, de la Nouvelle-Ecosse vers l'Ontario et, vice versa, de l'Ontario vers le Nouveau-Brunswick et de l'Ontario vers la Nouvelle-Ecosse. Pour chacune de ces possibilités, nous disposons de 16 observations en série chronologique (1961-62 à 1976-77). En regroupant les données de série chronologique et de coupe instantanée, cela fait un total de 64 observations.

Les variables indépendantes sont celles des taux de salaire relatifs, du taux de chômage dans la région d'accueil (j) et de variables dichotomiques pour saisir l'effet de l'assurance-chômage.

Pour capter l'effet d'attrait financier d'une région sur l'autre ou, à l'inverse, d'un frein à l'émigration (voir équation 4'), nous avons calculé le ratio du salaire dans la région d'accueil (W_j) sur le salaire de la région de départ (W_i). Ces salaires sont, en fait, la rémunération hebdomadaire moyenne, telle que publiée par Statistique Canada dans *Emploi, gains et durée de travail* (cat. n° 72-002). Plus la rémunération hebdomadaire moyenne sera élevée, en termes relatifs, dans la région d'accueil,

plus le taux d'émigration vers cette région sera également élevé². Comme le soutient notre analyse, les salaires ne constituent pas toutefois la seule force d'attraction ou de répulsion des flux migratoires. C'est pourquoi, nous tenons compte également des occasions d'emploi qui se présentent dans la région d'accueil (voir équation 3). Nous nous attendons à une relation inverse entre les taux d'émigration et le taux de chômage dans la région d'accueil (Statistique Canada, *La population active*, cat. 71-001 et interpolation par analyse de régression des taux de chômage du Nouveau-Brunswick et de la Nouvelle-Ecosse pour les années 62 à 65 : taux de chômage NB, NE = $a_0 + a_1$ taux de chômage Provinces Atlantiques).

Enfin, pour capter les effets de l'assurance-chômage sur les taux d'émigration, nous avons construit deux variables dichotomiques distinctes : une pour capter la réduction de l'émigration du Nouveau-Brunswick et de la Nouvelle-Ecosse vers l'Ontario et une seconde, pour capter la migration de retour de l'Ontario vers ces deux provinces.

L'hypothèse relative aux effets de l'assurance-chômage est la suivante. Dans la mesure où le programme canadien d'assurance-chômage, tel que révisé en juillet 1971, introduit, pour la première fois, des différences d'accès aux prestations selon les régions, il a pu contribuer à réduire l'émigration des provinces du Nouveau-Brunswick et de la Nouvelle-Ecosse. En effet, parce que le nouveau programme d'assurance-chômage permet une extension des périodes de prestations selon les taux de chômage régionaux, il conduit dans les faits à un taux de remplacement salarial sur une base annuelle, plus élevé dans les provinces à taux de chômage élevé.

Par ailleurs, il nous faut considérablement nuancer l'interprétation des résultats obtenus par voie de variables dichotomiques. En effet, puisqu'on ne considère qu'une partie des mouvements migratoires au Canada, il peut exister, en parallèle, des mouvements migratoires du Nouveau-Brunswick, de la Nouvelle-Ecosse et même de l'Ontario vers d'autres provinces du pays (par exemple l'Alberta), dont nous ne tenons pas compte dans notre analyse. Si, pour des raisons conjoncturelles ou structurelles les *patterns* d'émigration se sont modifiés dans le temps, les variables dichotomiques capteront également ces changements. Dès lors, les variables dichotomiques en cause tiennent compte de plus d'un effet à la fois.

2. Ceci suppose que le salaire relatif du migrant potentiel suit la même évolution que le salaire moyen. Le migrant peut ne pas être un individu moyen, comme le soulignent les travaux de Sjaastad (1962), mais il suffit que les changements de salaires relatifs qui affectent sa décision suivent une évolution semblable à l'évolution du salaire moyen relatif pour que le modèle conserve une certaine validité.

A partir de cette discussion, la spécification économétrique du modèle peut s'écrire :

$$TM_{ij} = a_0 + a_1 W_j/W_i + a_2 TC_j + a_3 D_1 + a_4 D_2 + u \quad (6)$$

où :

TM_{ij} = taux d'émigration de i vers j

W_j = rémunération hebdomadaire moyenne de la région j .

W_i = rémunération hebdomadaire moyenne de la région i .

TC_j = taux de chômage de la région j .

D_1 = variable dichotomique prenant la valeur 1 à partir de 1972 (71-72) pour i = Nouveau-Brunswick ou Nouvelle-Ecosse.

D_2 = variable dichotomique prenant la valeur 1 à partir de 1972 (71-72) pour i = Ontario.

u = terme résiduel.

Les attentes de signes sont les suivantes : $a_1 > 0$, $a_2 < 0$, $a_3 < 0$ et $a_4 > 0$. L'équation (6) a été estimée par les moindres carrés ordinaires et a produit le résultat suivant :

$$TM_{ij} = -166.9 + 274.4 W_j/W_i - 5.39 TC_j - 21D_1 - 5.0D_2 \quad (7)$$

(20.9) (-3.2) (-3.3) (-0.6)

$$R^2 = .945 \quad \bar{R}^2 = .941 \quad F = 252.5 \quad \text{Nb. d'observ.} = 64$$

Les tests « t » apparaissent entre parenthèses, sous les coefficients.

Dans l'ensemble, ce résultat d'estimation apparaît très satisfaisant. Le R^2 s'élève à .945, le test F est hautement significatif (seuil de 1%). Sauf pour la variable D_2 (migration de retour), les tests « t » sont hautement significatifs (seuil de 1%) et les coefficients portent le signe attendu.

D'une part, plus le salaire relatif d'une région est élevé, plus il attire de la nouvelle main-d'œuvre. D'autre part, plus le taux de chômage est élevé dans la région d'accueil moins il attire de la nouvelle main-d'œuvre et, inversement, plus il est faible, plus il attire de la nouvelle main-d'œuvre. Enfin, le coefficient de la variable D_1 indique que les taux d'émigration du Nouveau-Brunswick et de la Nouvelle-Ecosse vers l'Ontario ont diminué substantiellement (diminution de 21 migrants par 10,000 de population) entre 1962-71 et 1972-77. En revanche, l'hypothèse de la migration de retour ne semble pas supportée par les faits.

Dans l'ensemble, on peut établir que les mouvements migratoires entre ces deux régions du Canada (Ontario d'une part et Nouveau-Brunswick et Nouvelle-Ecosse, d'autre part) obéissent aux forces économiques, tel que le prédisait l'analyse théorique. Néanmoins, il importe de savoir, premièrement, s'il s'agit là d'ajustements à court terme ou à long terme et deuxièmement, si le renversement de situation, observé à partir de 1970 dans les migrations nettes de ces deux régions, était en

partie prévisible. C'est à ces deux questions que nous nous adresserons dans les paragraphes qui suivent.

3. *Court terme versus long terme*

Il est possible de tester les délais d'ajustement impliqués, en comparant la capacité explicative du modèle à court terme et à long terme. On considérera ici que les écarts interrégionaux dans les taux de migration sont du ressort de l'analyse de long terme alors que les variations dans les temps, des taux de mobilité sont du ressort de l'analyse de court terme.

Commençons par l'étude des écarts interrégionaux dans les taux d'émigration sur la période de 1962-1971. Cette période a été choisie parce que les variables indépendantes (salaire relatifs et taux de chômage) n'y connaissent que des fluctuations modérées. Le tableau 3 nous indique que, sur cette période, l'écart interrégional dans les taux d'émigration entre l'Ontario, d'une part, et le Nouveau-Brunswick et la Nouvelle-Ecosse, d'autre part, est considérable, soit de 152 migrants par 10,000 de population. En effet, le taux d'émigration de l'Ontario vers le Nouveau-Brunswick et la Nouvelle-Ecosse n'est que de 12 migrants par 10,000 de population, alors que le taux d'émigration du Nouveau-Brunswick et de la Nouvelle-Ecosse vers l'Ontario est de 164 migrants par 10,000 de population. A la lumière des colonnes (2) et (3) du tableau 3, cet écart ne devrait surprendre. En effet, on y trouve qu'en moyenne, sur la période 62-71, la rémunération hebdomadaire moyenne en Ontario dépassait de 26.7% celle du Nouveau-Brunswick et de la Nouvelle-Ecosse. Par ailleurs, le taux de chômage est également beaucoup plus faible en Ontario qu'au Nouveau-Brunswick et en Nouvelle-Ecosse.

Voyons, à l'aide de l'équation (7), si les écarts observés dans les colonnes (2) et (3) expliquent l'écart observé dans les taux d'émigration

TABLEAU 3

ÉCARTS INTERRÉGIONAUX DANS LES TAUX D'ÉMIGRATION,
LES TAUX DE SALAIRES RELATIFS ET DANS LES TAUX DE CHÔMAGE, 1962-71

	Taux d'émigration (nb. de migrants par 10,000 de population)	Taux de salaire relatif	Taux de chômage (province d'accueil)
	(1)	(2)	(3)
Ontario vers N.-B. et N.-E.	12	1.267	6.1
N.-B. et N.-E. vers Ontario	164	0.789	3.7
Ecart	152	0.478	2.4

à la colonne (1). Le coefficient de la variable taux de salaires relatifs (W_j/W_i) dans l'équation (7) est de 274.4. L'écart interrégional observé à la colonne (2), entre les taux de salaires relatifs des régions étudiées, est de .478. Le produit du coefficient de la variable W_j/W_i par cet écart génère, à lui seul, un écart de 131 migrants par 10,000 entre les deux régions. Par ailleurs, l'écart de 2.4 points de pourcentage dans les taux de chômage génère, pour sa part, un écart additionnel de 13 migrants par 10,000 de population. Au total, l'écart expliqué est de 144 migrants par 10,000 de population, alors que l'écart observé est de 152 migrants par 10,000 de population. En somme, ces résultats confirment la valeur explicative des différences interrégionales des écarts de salaires relatifs et d'occasions d'emploi. Néanmoins, les taux de salaires relatifs expliquent une plus grande part des écarts interrégionaux dans les taux d'émigration que ne le font les écarts interrégionaux dans les taux de chômage.

Par ailleurs, à court terme, i.e. en série chronologique pour une même région, le modèle donne des résultats plutôt médiocres. Un exemple servira à en faire la démonstration. Comme l'indique le tableau 4, entre 1962 et 1971, les taux d'émigration du Nouveau-Brunswick vers l'Ontario varient grandement, alors que les taux de salaires relatifs sont beaucoup plus stables. Prenons, par exemple, les années 1962 et 1966.

De 1962 à 1966, le taux d'émigration du Nouveau-Brunswick vers l'Ontario s'est accru de 68 migrants par 10,000 de population, passant de 113 à 181. Or, le taux de salaire relatif de l'Ontario a baissé au cours de cette période. La baisse enregistrée est de 0.02 (1.27 — 1.25). Un tel changement génère une baisse du taux d'émigration du Nouveau-Brunswick vers l'Ontario de 5 migrants par 10,000 de population. Par ailleurs, la baisse du taux de chômage en Ontario génère une hausse du

TABLEAU 4

TAUX D'ÉMIGRATION DU NOUVEAU-BRUNSWICK VERS L'ONTARIO,
SALAIRES RELATIFS ET TAUX DE CHÔMAGE, 1962-71

Années	Taux d'émigration	Taux de salaire relation (Ont./N.B.)	Taux de chômage (Ontario)
1962	113	1.27	4.4
1963	136	1.26	3.8
1964	175	1.26	3.3
1965	169	1.27	2.6
1966	181	1.25	2.6
1967	180	1.24	3.2
1968	146	1.27	3.6
1969	149	1.26	3.2
1970	191	1.26	4.4
1971	152	1.26	5.4

taux d'émigration de 10 migrants par 10,000 de population. Le résultat net est une hausse de 5 migrants par 10,000 de population, alors que la hausse effective est de 68 migrants par 10,000. Nous en concluons que la capacité explicative de notre modèle à court terme est très pauvre. Il n'est donc pas clair que les changements de court terme dans les taux de salaires relatifs et les taux de chômage expliquent les variations de court terme, mais tout de même importantes dans les taux de mobilité de la main-d'œuvre. Plusieurs raisons expliquent ce résultat.

Premièrement, la décision de migrer a des implications de long terme, c'est pourquoi on s'attend à ce que les migrants potentiels ne réagissent pas à des ajustements passagers dans les indicateurs économiques. Par ailleurs, les changements observés dans les taux de salaires relatifs comportent des mouvements qui sont parfois erratiques, étant donné la marge d'erreur statique qui les affectent. Troisièmement, de 1962 à 1966, les taux d'émigration ont été à la hausse dans la plupart des provinces canadiennes, ce qui reflète un comportement sensible à l'évolution générale de la conjoncture. Enfin, pour saisir véritablement les mouvements de court terme, il est préférable de n'étudier qu'une région à la fois en tenant compte des retards appropriés. A ce titre, le R^2 et les tests « t » de l'équation 7 nous apparaissent biaisés à la hausse. La variance en série chronologique des variables indépendantes étant très faibles comparativement à celle se rapportant aux différences interrégionales, les résultats d'estimation tendent à indiquer que nous disposons de plusieurs observations sur les écarts interrégionaux, alors qu'en fait, il n'y en a que très peu.

La période 1972-76

Pour répondre à la seconde question que nous avons posée, à savoir : est-ce que les changements survenus dans les taux de mobilité de main-d'œuvre sur la période 1972-76 étaient prévisibles, il nous faut jeter un

TABLEAU 5

TAUX D'ÉMIGRATION DE L'ONTARIO VERS LE NOUVEAU-BRUNSWICK ET
LA NOUVELLE-ÉCOSSE, TAUX DE SALAIRES RELATIFS ET TAUX DE CHÔMAGE,
1962-71 ET 1972-77

Période	Taux d'émigration	Taux de salaire relatif	Taux de chômage (N.-B. et N.-E.)
1962-71	12	.789	6.1
1972-77	13	.843	8.7
Changement	1	.054	2.6

coup d'œil sur les changements observés dans les variables dépendantes et indépendantes du modèle entre les périodes 1962-71 et 1972-76.

Le tableau 5 indique, tout d'abord, que les taux de mobilité de l'Ontario vers le Nouveau-Brunswick et la Nouvelle-Ecosse sont restés pratiquement inchangés. Compte tenu de la croissance de la population ontarienne, la hausse absolue du nombre d'émigrants observée pour cette province au tableau 2, n'est plus significative.

Par ailleurs, on observe, d'une part, que les salaires relatifs du Nouveau-Brunswick et de la Nouvelle-Ecosse se sont accrus mais, d'autre part, que le taux de chômage a également augmenté dans ces deux provinces. Selon notre modèle, le premier effet conduit à une hausse de 15 migrants par 10,000 de population, alors que le second conduit à une baisse de 14 migrants par 10,000 de population. L'effet net estimé est une hausse de 1 migrant par 10,000 de population. La stabilité des taux d'émigration de l'Ontario vers le Nouveau-Brunswick et la Nouvelle-Ecosse était donc prévisible (la variable D_2 n'est d'ailleurs pas significative).

Le tableau 6, pour sa part, montre des changements beaucoup plus marqués dans les taux d'émigration du Nouveau-Brunswick et de la Nouvelle-Ecosse vers l'Ontario.

On constate, en effet, que le taux d'émigration du Nouveau-Brunswick et de la Nouvelle-Ecosse vers l'Ontario a baissé de 55 migrants par 10,000 de population. Parallèlement, le taux de salaire relatif en Ontario a baissé et le taux de chômage s'y est accru. Selon les paramètres estimés dans l'équation (7), la baisse de salaire relatif implique une baisse de 22 migrants par 10,000 de population, alors que la hausse de chômage implique une baisse additionnelle de 10 migrants par 10,000 de population, ce qui est insuffisant pour expliquer le total de la baisse observée. Néanmoins, la variable dichotomique D_1 implique une baisse additionnelle de 21 migrants par 10,000 de population. Le nouveau total se chiffre donc à 53 migrants par 10,000 de population, ce qui se compare

TABLEAU 6

TAUX D'ÉMIGRATION DE LA NOUVELLE-ÉCOSSE ET DU NOUVEAU-BRUNSWICK VERS
L'ONTARIO, TAUX DE SALAIRES RELATIFS ET TAUX DE CHÔMAGE,
1962-71 vs 1972-77

Période	Taux d'émigration	Taux de salaire relatif	Taux de chômage (Ontario)
1962-71	164	1.267	3.7
1972-71	109	1.186	5.5
Changement	— 55	—0.081	1.8

avantageusement au chiffre observé de 55 migrants par 10,000 de population au tableau 6.

En somme, une partie de la baisse du taux d'émigration pouvait être prévisible à partir des variables standards de revenus et d'occasions d'emplois. Une autre partie s'explique possiblement par une émigration accrue vers l'Ouest combinée aux effets des révisions de juillet 1971 apportées au programme canadien d'assurance-chômage et à la détérioration générale de la conjoncture canadienne³. Rappelons, toutefois, que l'hypothèse de migration de retour n'a pas été confirmée (cf. variable D_2).

Conclusion

Notre conclusion se divise en trois points. Tout d'abord, soulignons que le modèle de la théorie de la recherche d'emploi comporte d'intéressantes analogies avec le comportement du migrant type. D'une part, nous croyons qu'il vaudrait la peine de les développer plus à fond et, d'autre part, nous remarquons qu'à ce point elles donnent lieu à des facteurs explicatifs peu différents, dans leur forme structurelle, du modèle de capital humain.

Deuxièmement, nous avons cherché à répondre à un certain nombre de questions. A la question : est-ce que les facteurs économiques de disparités de revenus et d'occasions d'emploi entraînent une mobilité du travail des provinces à faible salaire et à chômage élevé vers les provinces à salaire élevé et à faible chômage, la réponse est affirmative dans le cas qui oppose l'Ontario à deux provinces Maritimes : le Nouveau-Brunswick et la Nouvelle-Ecosse. Comment se fait-il que la migration nette de l'Ontario soit négative alors que celle du Nouveau-Brunswick et de la Nouvelle-Ecosse soit positive ? D'une part, nous répondons que les taux de migration sont dans le sens attendu, mais qu'ils affectent des populations de tailles très différentes⁴. D'autre part, nous rappelons que les salaires relatifs au Nouveau-Brunswick et en Nouvelle-Ecosse se sont améliorés alors que les taux de chômage ontarien et canadien se sont détériorés. Enfin, l'Ontario ne semble plus constituer le seul pôle d'attraction de nouvelle main-d'œuvre au Canada et subit également les effets du déplacement de la main-d'œuvre vers l'ouest du pays. Les changements apportés à la loi de l'assurance-chômage peuvent également constituer une source potentielle d'explication de la réduction de l'émigration

3. Rappelons qu'entre 1962 et 1966, les taux d'émigration ont été à la hausse dans la plupart des régions canadiennes en vertu, cette fois, d'une amélioration de la conjoncture générale.

4. On peut donc suggérer la réconciliation suivante entre nos travaux et ceux de Sjaastad (1962) en disant que les directions de changements sont conformes aux variations de salaires relatifs mais que le nombre absolu d'immigrants dépend des caractéristiques individuelles de ces mêmes migrants ainsi que des occasions de salaires et d'emplois qui lui sont ouvertes.

des provinces dont le taux de chômage est plus élevé et même, à la limite, une source d'explication de la montée de leurs taux de salaires relatifs.

Pour terminer, notons qu'à très court terme, dans les périodes relativement stables, la capacité prévisionnelle de notre modèle économétrique s'est avérée plutôt médiocre. Par contre, à moyen terme, i.e. pour des changements prolongés ou « durables » dans les salaires relatifs et les taux de chômage (cf. 1962-71 vs 1972-77), le modèle s'est montré efficace. Enfin, dans les cas de long terme, tels les écarts interrégionaux dans les taux d'émigration, le modèle s'est avéré d'une bonne capacité explicative.

Jean-Michel COUSINEAU,
Ecole de relations industrielles,
Université de Montréal.

BIBLIOGRAPHIE

- BEAUDRY, Richard, « Les déterminants des migrations au Québec », dans *L'Actualité Économique*, janv.-mars 1973, n° 1, pp. 113-128.
- BUNTING, Robert L., « A Test of the Theory of Geographic Mobility », dans *Industrial and Labor Relations Review*, octobre 1971, vol. 15, pp. 75 à 82.
- COURCHESNE, Thomas J., « Interprovincial Migration and Economic Adjustment », dans *Revue canadienne d'économie*, novembre 1970, vol. 3, pp. 551 à 576.
- DA VANZO, Julie, « Does Unemployment Affect Migration ? — Evidence from Micro Data », dans *Review of Economics and Statistics*, novembre 1978, pp. 504 à 514.
- GALLAWAY, Lowell, *Manpower Economics*, Richard D. Irwin Inc., Homewood, Illinois, 1971, pp. 33 à 54.
- GALLAWAY, Lowell, R. GILBERT et P.E. SMITH, « The Economics of Labor Mobility : An Empirical Analysis », dans *Western Economic Journal*, juin 1967, vol. 5, n° 3.
- GRANT, E. Kenneth et J. VANDERKAMP, *Les causes et les effets économiques des migrations au Canada, 1965-1971*, Conseil économique du Canada, Approvisionnements et Services, Ottawa, 1976, 134 p.
- GREENWOOD, Michael J., « An Analysis of the Determinants of Geographic Labor Mobility in the United States », dans *Review of Economics and Statistics*, mai 1969, pp. 188 à 194.
- GREENWOOD, Michael J., « Research on Internal Migration in the United States ; A Survey », dans *Journal of Economic Literature*, vol. 13, n°s 1-2, 1975, pp. 397 à 433.

- KAUN, David et Alan FETCHER, « Metropolitan Area Intercounty Migration Rates », dans *Industrial and Labor Relations Review*, janvier 1966, pp. 273 à 279.
- LABER, Gene et Richard X. CHASE, « Interprovincial Migration in Canada as a Human Capital Decision », dans *Journal of Political Economy*, juillet 1971, pp. 775 à 805.
- LOWRY, Ira S., *Migration and Metropolitan Growth : Two Analytical Models*, Chandler Publishing Company, San Francisco, 1966, pp. 1 à 60.
- MORTENSEN, Dale, « Job Search, The Duration of Unemployment and the Phillips Curve », *American Economic Review*, décembre 1970, pp. 847 à 862.
- SJAASTAD, Larry A., « The Costs and Returns of Human Migration », dans *Journal of Political Economy*, octobre 1962, pp. 80 à 93.
- STONE, Leroy O., *Fréquence de la mobilité géographique de la population canadienne*, Statistique Canada, n° 99-751F, 138 p.
- VANDERKAMP, John, *La mobilité de la main-d'œuvre au Canada*, Conseil économique du Canada, Etude spéciale n° 16, Ottawa, Information Canada, 1973.
- VANDERKAMP, John, « Migration Flows and their Determinants and the Effects of Return Migration », dans *Journal of Political Economy*, septembre-octobre 1971, vol. 79.
- VANDERKAMP, John et Kenneth GRANT, *Les causes et les effets économiques des migrations au Canada, 1965-1971*, Conseil économique du Canada, Approvisionnements et Services, Ottawa, 1976, 134 p.